

土地出让市场化能否影响企业退出和资源配置效率?*

杨先明¹ 李波²

(1. 云南大学发展研究院, 云南 昆明 650091;

2. 云南大学经济学院, 云南 昆明 650500)

内容提要: 本文利用 2003—2007 年中国制造业企业数据研究发现, 土地出让市场化通过影响企业融资能力、产业集聚与企业创新程度三个机制, 显著减少企业退出风险, 且土地出让市场化转型还促进了低生产率企业退出市场, 导致资源从低生产率企业向高生产率企业转移, 降低了高生产率企业的退出风险, 实现了资源配置效率的提升。进一步地, 土地出让市场化对国有企业退出市场没有任何作用, 但显著降低非国有企业的退出风险, 并且, 在政策不稳定的城市, 土地出让市场化对该城市企业退出无明显影响, 但能有效减少政策更稳定城市的企业退出概率。

关键词: 土地出让 市场化 企业退出 资源配置效率

中图分类号: F272.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2018)11—0055—18

一、引言

自 20 世纪 80 年代至今, 中国城市土地制度通过一系列改革, 在经济市场化中发挥着重要作用。作为土地资源的主要配置方式, 土地市场化深刻地影响着企业行为, 而企业不断进入退出是“创造性毁灭”的过程, 也是生产要素配置效率调整优化的过程(杨汝岱, 2015^[1]; Mao 和 Sheng, 2017^[2])。然而, 中国各地区如火如荼进行的开发区建设, 也因制度改革的落后导致大量土地利用效率低下乃至浪费, 如企业扩大规模的增量工业用地需求与存量工业用地低效利用矛盾(赵爱栋等, 2016)^[3], 土地出让过程的利益冲突(陶坤玉等, 2010)^[4]、政企合谋(张莉等, 2013)^[5]、企业间土地资源置效率低下(李力行等, 2016)^[6]等。资源错配导致土地市场化与企业间层出不穷的冲突, 影响整个社会资源配置效率, 这显然与注重发展质量的新时代精神不符。如何进一步完善土地市场化改革, 调节并规范企业行为, 提高资源配置效率, 是解决此类问题频发的重要手段之一。本文要研究的核心问题是, 土地市场化是如何影响企业退出行为, 是否对资源配置效率有提升作用?

事实上, 中国城市土地出让市场化制度随着中国的市场化转型也在不断调整, 实现了从计划方式统一配置向供求、竞争和价格等机制为核心土地出让制度转变。根据杨继东等(2016)^[7]的测算, 城市平均土地“招拍挂”出让面积占总土地出让面积的比例由 2003 年的 37% 上升到 2010 年的 87%, 土地资源的配置方式在不断调整, 土地资源市场化改革推进不断加深。与此同时, 随着土地

收稿日期: 2018-08-10

* 基金项目: 国家自然科学基金项目“劳动者就业保护、专用性技能获取与中国企业出口转型”(71763031); 云南大学一流大学建设发展经济学理论创新高地项目(C176240103)。

作者简介: 杨先明, 男, 博士, 教授, 博士生导师, 研究领域为国际经济、区域经济, 电子邮箱: xmyang1953@163.com; 李波, 男, 博士, 讲师, 研究领域为产业组织、国际经济, 电子邮箱: blee_109@ynu.edu.cn。通讯作者: 李波。

微观交易数据的出现,与之对应的研究也不断涌现,其主要研究成果可分为两类:第一类是土地出让的策略行为和动机研究。现有研究普遍认为,中国城市土地出让的策略行为表现为高价出让商住用地、低价出让工业用地的二元特征(雷潇雨和龚六堂,2014)^[8],这与政府土地出让动机紧密相连。现有文献指出,中国城市土地出让动机表现为“土地财政”和“土地引资”,这也是目前现有文献研究的重点。其中,“土地财政”动机的逻辑为地方政府高价出让商住用地的租金收入构成地方财政收入的重要组成部分,即土地财政(周飞舟,2006)^[9]。其产生的原因有:一是基层政府财政困难(卢洪友等,2011)^[10];二是财政分权制度下的政治晋升激励(顾乃华等,2011)^[11]。第二类是土地出让市场化对经济发展有正反两方面影响。一方面,土地出让市场化改革的“制度红利”,优化了土地资源配置效率,提高了土地利用效率(Du,2014^[12];Zhang,1997^[13]),减少低价扭曲(王媛,2016)^[14],促进经济发展(徐升艳等,2018)^[15];另一方面,土地出让市场化改革提高了土地交易市场的竞争性程度,拉高了房价和地价(张辽和杨成林,2015)^[16],加剧了地方经济发展的债务风险、土地出让依赖和房地产依赖(孙克竞,2014)^[17],推动了地方政府的土地财政增长(周飞舟,2006)^[9]。

企业退出及资源配置效率方面,已有文献聚焦了中国市场化转型中的制度转变、金融发展、贸易自由化、市场化推进等方面。简泽等(2013)^[18]、马光荣和李力行(2014)^[19]分别指出,金融发展的银行部门市场化和金融效率是影响企业退出的重要因素,且能改进企业间的资源配置效率,导致低效率企业从市场中淘汰。黎日荣(2016)^[20]则从企业层面指出,企业融资约束也是导致中国企业退出市场的因素之一。Mao和Sheng(2017)^[2]从贸易自由化推进的视角指出,最终品关税削减增加了企业退出率,投入品关税削减则减少了企业退出率,同时,贸易自由化减少了高生产率企业的退出概率,地区市场化则强化了贸易自由化的资源配置作用。臧成伟(2017)^[21]认为,市场化推进也降低了行业总体的退出率,尤其降低高生产率企业退出的概率,提高低生产率企业退出的概率,优化了资源配置。

不可否认,在中国“渐进性”的市场化转型过程中,政府干预和管制资源配置的现象仍然存在,尤其是土地资源的配置,非市场化或半市场化特征突出(李勇刚和罗海艳,2017)^[22],资源误置问题突出(Hsieh和Klenow,2009)^[23]。实际上,土地资源错配也是制约生产效率提升的重要因素。李力行等(2016)^[6]认为,土地资源错配显著影响企业生产率分布,并且,土地资源错配还通过强化以中低端制造业为主导的产业结构刚性而影响城市产业多样化发展和产业结构转型升级(李勇刚和罗海艳,2017)^[22]。

上述研究为理解企业为何退出市场以及中国城市土地出让制度及其作用提供了有益的启示,但是,这些研究显然没有揭示出土地出让市场化变革对企业退出市场和资源配置方面的作用,并且,对企业是否因土地出让市场的制约而退出市场也缺乏应有的解释。本文试图将土地出让市场化转型、企业退出与资源配置纳入同一个分析框架,一方面分析土地出让市场化影响企业退出市场的具体机制;另一方面,还将验证土地出让市场化如何影响资源在不同生产率企业之间的配置而提高资源配置效率。

二、研究假设

土地兼具生产要素和投资品双重属性,其配置过程中存在的非市场化或半市场化特征显然不利于发挥市场在资源配置中的决定性作用,可能还会滋生违法、腐败等不安定的因素。目前,“供给侧改革”对资源配置效率也提出了更高的要求,土地制度作为中国政治经济制度的基础性安排,土地出让市场化改革可为改进资源配置效率提供重要的配置机制。Zheng和Shi(2018)^[24]利用2009年制造业企业数据,研究工业土地供给和分配政策对企业选址的影响时指出,企业会选址于

土地供应更多的地区,尤其进入工业用地分配均衡的地区。徐升艳等(2018)^[15]在研究土地出让市场化对经济增长的影响时,重点论述了土地出让市场化如何通过影响城市融资规模和城市生产资源配置而促进城市经济增长。不难发现,前者的研究仅仅考察的是工业用地政策对企业退出的对立面——企业进入的影响,后者则是从宏观层面考察土地出让市场化的经济增长效应,尚未深入微观企业层面。并且,两者的研究都未分析土地出让市场化如何改善不同生产率企业之间的资源配置效率问题。本文将系统分析土地出让市场化影响企业退出的作用机制,同时,进一步从企业所有制属性和城市政策不稳定性两方面,分析土地出让市场化对企业退出的异质性影响,从而提出本文的待验证假设。

1. 土地出让市场化与企业退出

自1978年中国开始推进市场化改革以来,一系列的市场化转型在中国如火如荼地进行着,城市土地出让市场化改革就是一个例证。市场在资源和生产要素配置中占据主导地位,市场化转型对中国经济增长的作用毋庸置疑。作为固定要素投入之一,土地深刻影响着企业的扩张决策,土地出让市场化也会通过多种渠道影响企业退出行为。

第一,土地出让市场化通过影响企业融资能力影响企业退出。土地出让市场化抑制了土地价格扭曲,显现了土地的市场价值,引致土地价格和房屋价格的上涨(刘民权和孙波,2009^[25];张辽和杨成林,2015^[16]),致使企业自有抵押物(如土地和房屋)的抵押价值上升。刘民权和孙波(2009)^[25]认为,土地出让市场化的“招拍挂”机制是诱发房地产价格泡沫的微观基础。张辽和杨成林(2015)^[16]基于2003—2012年全国省级面板数据研究认为,土地市场化程度每提高一个百分点,将带来房地产平均价格水平上升0.014%。而企业抵押物的价值上涨对企业有信用缓释效应,大大减少了企业融资约束(余静文和谭静,2015)^[26],缓解企业生存压力,减少企业退出风险(黎日荣,2016)^[20]。Bolton和Scharfstein(1990)^[27]指出,融资约束是影响企业退出的重要因素。黎日荣(2016)^[20]认为,企业融资约束通过流动性约束和外部资金的融资成本两个渠道影响企业的退出风险。马光荣和李力行(2014)^[19]利用中国工业企业数据也证实了企业融资约束显著影响企业的退出行为。

第二,土地出让市场化还通过影响产业集聚而影响企业退出。土地出让市场化推进的地区声誉显示效应会激发企业家创新精神,增加企业进入,扩大市场规模,同时还能减少土地出让过程中“引资底线竞争”问题,提高引资质量,增强产业集聚。韩磊等(2017)^[28]研究发现,市场化进程对企业家精神有正向作用,并且制度环境提升还能强化市场化进程对企业家精神的正向作用。杨其静等(2014)^[29]认为,协议出让工业用地导致引进的项目质量较低,而城市协议出让较多,其土地资源更可能错配(李力行等,2016)^[6]。协议出让土地是一种非市场化的土地出让行为,会导致更多的土地违法(陶坤玉等,2010)^[4]。企业进入和引资质量提升能有效增强地方市场规模和产业集聚,从而企业生产率因集聚效应而提高,企业生存风险因此也得到缓解和控制。蒋灵多(2016)^[30]采用2000—2007年中国工业企业数据研究发现,地方化经济和城市化经济都将显著降低企业的失败风险。开发区作为一种集聚经济的体现,其也能显著降低开发区的企业退出风险(张国峰等,2016)^[31]。

第三,土地出让市场化通过影响企业创新而影响企业退出。一方面,土地出让市场化导致土地要素成本增加,面对成本压力,倒逼企业研发和技术创新,改进要素配置,提高生产效率,减少企业退出风险。截至2012年8月底,全国共有闲置土地1.27万宗、95万亩,其中,用地紧张的东部地区占比为49.3%、42.6%,而且闲置两年以上土地占比高达57.3%^①。已有研究表明,充分竞争的市

① http://finance.ifeng.com/a/20130830/10563061_0.shtml。

场化出让方式可以提高出让价格(陶坤玉等,2010)^[4],引致土地利用效率提升,增强土地利用的合理化,改进企业在劳动和资本方面的投入(Ding,2003)^[32]。同时,由于土地要素成本及其黏性的特点,既可促使企业配置闲置资源,为企业研发创新投入更多的资源,还可倒逼企业为存活而进行创新(胡华夏等,2017)^[33]。另一方面,土地出让市场化减少了土地价格扭曲程度,导致企业能够合理分配资金,减少对创新资金的占用,也会提高企业创新能力,降低企业退出市场的可能性。王媛(2016)^[14]基于微观地块数据研究发现,地方政府干预土地出让导致土地价格扭曲(Huang和Du,2017)^[34]。黄健柏等(2015)^[35]采用1998—2007年工业企业数据研究发现,地方政府扭曲工业用地价格,相当于给予企业实质性补贴,引致企业过度投资。余泳泽和张少辉(2017)^[36]研究发现,城市房价的上涨导致企业投资结构的扭曲,进而对创新资金产生“挤占效应”,制约了创新能力提升。因此,本文提出如下假设:

H₁:土地出让市场化程度通过影响企业融资约束、产业集聚程度以及企业创新而减少企业的退出风险。

2. 异质性与企业退出

(1)基于所有制属性的企业异质性。在中国经济现实中,国有企业不仅承担着创造就业和税收、稳定社会和养老等多重社会职能,还是政府经济刺激政策的直接执行者,国有企业退出或关闭会导致失业等社会动荡(潘红波等,2008)^[37],因而,国有企业成长和发展并不遭受土地资源的制约,天然的软预算约束机制,使其可通过政府获得大量低价的土地,土地出让方式往往表现为非市场化的协议出让。杨继东等(2016)^[7]研究也指出,城市国企资产占比每增加1个百分点,协议出让占比增加1.4个百分点,“招拍挂”出让占比下降1.3个百分点。国有企业的生存和成长并没有受限于土地资源的制约,土地出让市场化改革对国有企业退出市场的风险也没有影响。但是,“招拍挂”方式出让土地产出要素弹性更高,其他方式出让土地要素的边际产出相对较低(王克强等,2013)^[38],民营企业和外资企业等非国有企业参与土地市场更多地表现为“招拍挂”的市场化出让方式,存在硬预算约束的民营企业和外资企业,尤其是外资企业,作为自主经营、自负盈亏的投资主体,投资过程和决策更加稳健、科学(黄健柏等,2015)^[35],对应的土地投资决策也更加合理,土地边际报酬也相对较高,并且,通过市场化出让方式获得土地的企业也避免了“竞次”的民营企业成长能力不足问题。加上,国有企业比非国有企业融资渠道更多,融资约束风险更低(邓可斌和曾海舰,2014)^[39],非国有企业比国有企业的创新效率更高(吴延兵,2012)^[40],导致土地出让市场化对非国有企业的创新资金挤占减少和企业融资约束风险下降的影响更大,致使非国有企业能够更多的进行技术创新和融资能力提升。从而,土地出让市场化更能提高非国有企业的生产率,非国有企业的市场退出风险也相对较低。因此,本文提出如下假设:

H₂:土地出让市场化对国有企业退出市场无显著影响,但能有效减少外资企业和民营企业市场退出的概率。

(2)基于政策稳定性的城市异质性。城市政策的制定和执行由地方官员决定,而地方官员掌握着地方企业投融资相关的各项政策,地方官员变动导致的重点发展产业的变更,也引起与产业发展相关的地方贷款担保、信贷优惠、土地征用、行政审批等信贷干预政策的重点指向也发生变化(刘海洋等,2017)^[41],进而,加剧城市政策不稳定性。有研究指出,1999—2009年,市长的平均变更频率为26.88%,其中2003年的变更最多,变更频率达41.67%,涉及变更的城市多达155个(刘海洋等,2017)^[41]。官员变更引致的政策不稳定性增加,导致企业对未来可能面临的经济产业政策乃至政府决策机制稳定性存在疑虑,为规避投资风险而选择观望、延迟投资乃至不投资(Bernanke,1983)^[42],同时,不稳定性增加还导致地方土地出让的产业偏好的频繁转变,无法形成大规模的产业集聚,规模经济效应和集聚经济的中间投入品共享、劳动力市场蓄水池以及知识溢出效应难以得

到发挥,企业投资活动或是受到限制,或是投资失败,或是倒闭,土地出让市场化对当地企业退出的削减作用受到制约。而地方官员稳定任期时,政策连续性和稳定性较高,重点产业政策也得到良好的执行,地方土地出让的产业引导明确,对应产业的土地出让面积和数量也显著增加(张莉等,2017)^[43],并且,产业政策激励行业的工业用地出让面积也明显高于未受产业政策影响的行业,产业政策力量与市场力量的协同效应得到加强,土地资源约束得到缓解,企业投资选择和技术创新活动也有序开展(Gulen和Ion,2016)^[44],大量的产业也在此集聚,集聚效应和规模效应由此得到有效发挥,企业经营风险下降,土地出让市场化对企业退出的缓解作用得到强化,企业退出概率较低。因此,本文提出如下假设:

H₃:土地出让市场化对政策不稳定性城市的企业退出没有影响,对政策稳定性城市的企业退出概率有显著的缓解作用。

三、实证研究

1. 数据说明

本文的数据来源主要有1998—2013年《中国工业企业数据库》、1998—2009年《中国国土资源年鉴》。具体的数据匹配过程为:首先,对于《中国工业企业数据库》,参照Brandt等(2012)^[45]的序贯匹配方法,对1998—2013年数据进行匹配,构建1998—2013年中国工业企业的非平衡面板数据。同时,按照当前使用该数据库的惯例、经济学常识以及会计勾稽关系,对数据进行了清洗和剔除。然后,所有的价值类(包括产出类和投入类)变量都参照杨汝岱(2015)^[1]的方法,调整到以2000年为基期的真实值。最后,根据企业所处城市代码,把《中国国土资源年鉴》数据与工业企业非平衡面板数据进行匹配,由于计算城市土地出让市场化指标的部分数据缺失和企业生产率计算过程中部分指标缺失问题,最终形成了一个2003—2007年的企业非平衡面板数据。

2. 模型设定

(1)模型设定。鉴于企业退出市场是一个二元选择过程,本文参照马光荣和李力行(2014)^[19]研究金融契约执行效率对企业退出时的设定模式,构建Probit模型考察土地出让市场化影响企业退出的计量模型。具体形式为:

$$probit(exit_{ijct} = 1) = \Phi \{ \beta_0 + \beta_1 land_mkt_{ct} + \beta_2 tfp_{ijct} + \gamma F_{ijct} + \mu_j + \mu_p + \mu_t + \varepsilon_{ijct} \} \quad (1)$$

其中,下标*i*表示企业,*j*表示行业,*c*指城市,*t*为年份。*exit*指企业退出状态,若企业第*t*+1年退出市场,则第*t*年*exit*取1,否则,*exit*取0,具体参见下文企业退出的界定方法。*land_mkt*指城市土地出让市场化程度,*tfp*为企业全要素生产率的对数,*F*指企业层面的一系列控制变量,包括企业年龄(*age*)、企业规模(*scale*)——以就业总人数刻画、企业是否出口(*export*)、企业是否为国有企业(*soes*)、企业是否为外资企业(*foreign*)、企业应交增值税(*vat*)、企业人均总资产(*k_l*), μ_j 、 μ_p 、 μ_t 分别为二分位产业、地区、时间固定效应。 ε_{ijct} 为随机干扰项。

(2)主要变量说明与度量。1)企业退出状态界定。由于1998—2013年的《中国工业企业数据库》针对的是规模以上企业进行的调查,且规模以上企业的界定还在2011年进行了调整^①,导致数据库样本企业存在右删失问题以及企业在某年份消失而后又出现的情形,即企业当年可能并没有真正地退出市场,而是因为企业规模达不到规模以上的标准而没有统计在数据库之中。因此,首先借鉴毛其淋和盛斌(2013)^[46]的研究,先对企业退出状态进行初步界定,即如果企业在当期存在,而在下一期以及之后样本期均不存在,则该企业初步界定为退出企业。然后,参照马弘等

① 从2011年开始,中国工业企业数据的企业统计范围从以前的主营业务收入500万元以上的企业提高到主营业务收入2000万元以上的企业。

(2013)^[47]对企业退出的界定方法,对非进入企业,根据企业的所有制属性和营业状态进行综合判断。采用上述方法初步界定为退出企业为国有企业时,则直接认定该企业为退出企业,*exit*取1;若初步界定为退出企业为非国有企业时,仅当该企业上一年为非运营状态,才把退出的该非国有企业界定为退出企业,*exit*也取1。其他情况下,*exit*都取0。2)城市土地出让市场化程度。由于一级市场土地交易方式中,协议出让市场化程度最低,拍卖出让市场化程度最高,招标出让和挂牌出让则居中(李永乐和吴群,2009)^[48],所以,现有研究对城市土地出让市场化程度度量主要采用城市一级市场中市场化出让程度较高的“招拍挂”方式出让土地占城市总出让土地之比来刻画(徐升艳等,2018)^[15],只是在计算过程中的权重选取略有差异。徐升艳等(2018)^[15]以城市“招拍挂”出让土地占总出让土地之比基础,以土地出让面积和宗数作为计算依据,采用比例法和权重法构造了八个度量城市土地出让市场化程度的指标,本文采用其测算的城市土地“招拍挂”出让面积占土地总出让面积的比重刻画城市土地出让市场化程度,余下指标用作稳健性检验。3)企业生产率。本文使用目前常用的OP法估计企业生产率,克服传统OLS估计方法存在的联立性偏误和选择性偏误,同时,结合本文的数据特点和我国的现实国情,按照常用的测算思路,从出口企业与非出口企业间的投资抉择差异以及2001年中国加入WTO引致企业市场需求规模扩大两方面对OP法进行扩展,得到最后的企业全要素生产率。本文主要变量的定义及描述性统计结果如表1所示。

表1 主要变量的定义及描述性统计

变量	定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>exit</i> (企业退出哑变量)	退出企业为1,否则为0	995429	0.110	0.313	0	1
<i>land_mkt</i> (“招拍挂”出让面积占比)	“招拍挂”土地出让面积/土地出让总面积	994114	0.345	0.195	0	1
<i>land_mkt_c</i> (“招拍挂”出让宗数占比)	“招拍挂”土地出让宗数/土地出让总宗数	994114	0.286	0.198	0	1
<i>land_mkt_vc</i> (以变化价格权重计算的“招拍挂”出让宗数占比)	以每年城市不同出让方式的平均价格为权重计算的“招拍挂”出让宗数占比	994114	0.373	0.189	0.169	0.925
<i>land_mkt_vs</i> (以变化价格权重计算的“招拍挂”出让面积占比)	以每年城市不同出让方式的平均价格为权重计算的“招拍挂”出让面积占比	994114	0.386	0.190	0.111	0.896
<i>land_mkt_fc</i> (以固定价格权重计算的“招拍挂”出让宗数占比)	以固定年份城市不同出让方式的平均价格为权重计算的“招拍挂”出让宗数占比	994114	0.455	0.123	0.122	0.805
<i>land_mkt_fs</i> (以固定价格权重计算的“招拍挂”出让面积占比)	以固定年份城市不同出让方式的平均价格为权重计算的“招拍挂”出让面积占比	994114	0.464	0.137	0.146	0.859
<i>tfp</i> (企业全要素生产率)	以OP法计算的TFP对数	995429	5.989	0.896	-5.827	11.780
<i>lnk_l</i> (企业人均总资产)	总资产与就业人数之比对数	995427	4.934	1.031	-2.873	12.080

续表 1

变量	定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnage</i> (企业年龄)	企业经营年龄对数	953342	1.728	0.916	0	7.604
<i>lnscale</i> (企业规模)	企业就业人数对数	995429	4.691	1.079	2.079	12.150
<i>export</i> 企业出口哑变量	企业出口为 1, 否则为 0	995429	0.285	0.451	0	1
<i>lnvat</i> (企业应交增值税)	企业应交增值税对数	982123	5.676	2.404	-5.484	15.800
<i>soes</i> (国有企业哑变量)	国有企业为 1, 否则为 0	995429	0.0435	0.204	0	1
<i>foreign</i> (外资企业哑变量)	外资企业为 1, 否则为 0	995429	0.176	0.381	0	1
<i>lnfin</i> (企业融资能力)	企业利息占总资产比重对数	654806	-4.653	1.363	-15.166	1.535
<i>ln(innov + 1)</i> (企业创新能力)	企业新产品销售额占销售总额比重 + 1 的对数	796527	0.0263	0.112	0	5.718
<i>lnagg</i> (产业集聚程度)	企业所在城市四分位行业其他企业就业人数占该城市就业之比对数	920848	-4.830	1.739	-12.510	-0.169
<i>lnland_price</i> (土地价格)	城市土地出让价格对数	994109	5.846	0.687	-0.483	8.740
<i>lnfdi_pro</i> (FDI 项目数量)	城市引进外资项目数量对数	963251	4.582	1.754	0	8.343
<i>iw</i> (工具变量)	企业所在省份其他城市“招拍挂”出让土地占总出让土地之比	994109	0.341	0.125	0.0372	0.979

资料来源:本文整理

3. 基准分析

表 2 列示了土地出让市场化对企业退出影响的估计结果。其中,表 2 第(1)列仅为关键解释变量的估计结果,第(2)、(3)列为逐步加入影响企业退出的企业层面的其他控制变量的估计结果。不难发现,在控制地区、行业以及时间的固定效应后,土地出让市场化程度的估计系数在 5% 的显著性水平下显著为负,且为 -0.026。说明在影响企业退出的地区、行业和时间等因素不变的前提下,“招拍挂”出让土地面积占比每增加 10%,企业退出市场的概率减少 0.26%,即城市土地出让市场化显著减少该城市企业的退出概率。第(2)、(3)列的估计结果显示,土地出让市场化程度的估计系数分别在 5% 和 1% 的显著性水平下显著为负,而且估计系数有增大之势,说明土地出让市场化对企业退出市场的缓解作用不会因企业的特征、企业所在地区、行业以及时间的变化而改变,反而有加强之势。估计结果可靠,证实了前文的假设 H₁。

表 2 土地出让市场化对企业退出的影响:基准分析与工具变量回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit	Probit	Probit	Ivprobit	Ivprobit	Ivprobit
<i>land_mkt</i>	-0.026 ** (0.010)	-0.027 ** (0.011)	-0.032 *** (0.011)	-0.593 * (0.342)	-0.672 * (0.365)	-0.812 ** (0.368)
<i>tfp</i>		-0.040 *** (0.002)	-0.033 *** (0.002)		-0.222 *** (0.012)	-0.187 *** (0.013)

续表 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit	Probit	Probit	Ivprobit	Ivprobit	Ivprobit
<i>lnk_l</i>			-0.009 *** (0.001)			-0.050 *** (0.008)
<i>lnage</i>			0.007 *** (0.001)			0.038 *** (0.007)
<i>lnscale</i>			-0.120 *** (0.010)			-0.688 *** (0.051)
<i>lnscale × lnscale</i>			0.009 *** (0.001)			0.051 *** (0.004)
<i>export</i>			-0.025 *** (0.002)			-0.142 *** (0.012)
<i>lnvat</i>			-0.004 *** (0.000)			-0.022 *** (0.002)
<i>soes</i>			0.064 *** (0.003)			0.370 *** (0.022)
<i>foreign</i>			0.006 ** (0.002)			0.025 * (0.015)
工具变量外生性检验				1.630 [0.202]	1.992 [0.158]	2.878 [0.090]
工具变量识别不足检验				25024.60 [0.000]	25041.72 [0.000]	24081.50 [0.000]
工具变量弱识别检验				25669.25	25687.25	24713.05
聚类数	284	284	284	282	282	282
观测值数	994114	994114	939696	994109	994109	939691

注:表中的所有标准误都是在城市层面的聚类稳健标准误;()中数据均为标准误,[]中为对应统计量的 p 值;*、**、***分别代表 10%、5%、1% 显著性水平下显著;表中的所有解释变量的估计系数为基于解释变量在平均值处对企业退出影响的边际效应;表中同时控制了二分位产业、地区及时间固定效应

资料来源:本文计算整理

4. 内生性问题

由于影响企业退出的因素众多,无法完全控制,导致估计模型可能存在内生性问题:第一,逆向因果。企业退出可能反向影响城市土地市场化改革,原因在于,有退出风险的企业可能结成同盟,游说当地政府予以土地支持,减少用地成本,导致土地资源的错配,抑制“招拍挂”市场机制的完全形成;第二,模型存在遗漏变量问题,尤其是政府间接干预土地出让市场的问题无法有效刻画。土地出让市场化进程的推进不在于“招拍挂”出让方式的现实,而在于当地政府对“招拍挂”程序的控制。虽然现有文献都认为挂牌与拍卖均被视为“市场化出让方式”,但对比而言,拍卖是价高者得的集中竞价模式,而挂牌方式相当于两阶段拍卖,在程序设计方面给政府干预留有空间(Cai 等,2013)^[49]。因此,本文估计模型无法控制政府的干预部分,导致无法刻画“招拍挂”出让过程

中的非市场部分,存在遗漏变量。为有效识别土地出让市场化对企业退出市场的影响,本文分别采用工具变量和双重差分模型尽可能减少内生性问题,识别土地出让市场化对企业退出造成的影响。

(1)工具变量。根据工具变量的外生性和相关性要求,本文参照通常文献的做法,选取企业所在省份其他城市的“招拍挂”出让土地占总出让土地之比作为企业所在城市土地出让市场化的工具变量。杨其静和彭艳琼(2015)^[50]利用2007—2011年工业土地出让信息进行实证研究发现,省域内经济规模相似的城市土地出让规模和协议出让比例存在相互竞争行为,尤其是经济实力较强的城市竞争更是激烈,即土地出让存在相互模仿的行为。充分说明,一个城市的土地出让市场化水平受该城市所处省份其他城市土地出让方式的影响,满足相关性要求;另一方面,该省份其他城市的土地出让市场化水平与该省份该城市的企业退出无直接关联,符合外生性条件。

表2第(4)~(6)列列示了基于工具变量的估计结果。以第(6)列为例,土地出让市场化的工具变量外生性检验统计量的 p 值为0.09,在10%的显著性水平下拒绝土地出让市场化为外生变量的原假设,说明土地出让市场化为内生变量;相应的工具变量有效性检验^①显示,工具变量识别不足检验统计量的 p 值为0,弱识别检验统计量远大于Stock-Yogo弱识别检验统计量在10%显著性水平型的临界值16.38,说明本文选取的工具变量有效可靠,采用工具变量进行二阶段最小二乘估计符合要求。估计结果表明,土地出让市场化程度($land_mkt$)的估计系数在10%的显著性水平下依然显著为负,土地出让市场化依然显著减小企业退出市场的概率,与基准回归结果类似,表明基准回归结果稳健可靠。

(2)双重差分模型。为进一步减少内生性问题,本文还采用双重差分模型考察土地出让市场化对企业退出的影响。2007年9月,国土资源部发布39号令——即推出《招标拍卖挂牌出让国有建设用地使用权规定》,该规定指出,工业经营性用地必须以“招拍挂”方式出让,至此,继商住用地必须采用“招拍挂”的出让方式之后,进一步明确了工业用地出让的市场化规则。这次工业用地出让规则的调整,为识别土地出让市场化对工业企业退出市场的影响提供了准自然实验。

采用准自然实验作为识别机制,重点在于寻找合适的处理组和对照组。鉴于土地出让市场化变革对土地密集型企业带来的影响更大,因此,本文在组别的选取时考虑处理组与对照组的可比性和合理性的基础上,选取行业的土地密集度作为区分处理组和对照组的依据。那么,土地密集度较高行业的企业可以理解的处理组,而土地密集度较低行业的企业就成为与之对应的对照组。模型如下:

$$\begin{aligned}
 \text{probit}(\text{exit}_{ijct} = 1) = & \Phi \{ \delta_0 + \delta_1 \text{policy_dum}_t + \delta_2 \text{land_i}_j + \delta_3 \text{policy_dum}_t \times \text{land_i}_j \\
 & + \gamma F_{ijct} + \mu_j + \mu_p + \mu_t + \varepsilon_{ijct} \} \quad (2)
 \end{aligned}$$

其中, policy_dum 为政策虚拟变量,2007年以后,取值为1,否则为0。 land_i 为行业土地密集度,采用世界银行2005年《中国企业调查数据》中所有企业加总到二分位行业土地税总额占该行业所有税收总额的占比刻画, land_i 取值越高,表示该行业的土地密集程度越高。那么,政策虚拟变量与土地密集度的交互项($\text{policy_dum} \times \text{land_i}$)的估计系数反映了土地出让市场化改革对企业退出影响的净效应。估计结果如表3第(1)、(2)列所示,在1%的显著性水平下,土地出让市场化的估计系数显著为负,再次证明土地出让市场化减少了企业退出市场的概率,与基准估计结果一致,进一步证实了假设 H_1 。

① 工具变量有效性检验的识别不足检验统计量和弱识别检验统计量是根据线性概率模型计算而来。

表 3 双重差分与控制城市其他特征

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	双重差分		控制城市特征		
<i>policy_dum</i>	0.177 *** (0.005)	0.179 *** (0.005)			
<i>land_i</i>	-2.688 *** (0.317)	-3.242 *** (0.358)			
<i>policy_dum</i> × <i>land_i</i>	-0.379 *** (0.141)	-0.481 *** (0.150)			
<i>land_mkt</i>			-0.040 *** (0.011)	-0.024 ** (0.011)	-0.032 *** (0.012)
<i>tfp</i>			-0.033 *** (0.002)	-0.034 *** (0.002)	-0.034 *** (0.002)
<i>lnland_price</i>			0.016 *** (0.004)		0.011 ** (0.004)
<i>lnfdi_pro</i>				0.007 *** (0.002)	0.005 ** (0.002)
控制变量	不控制	控制	控制	控制	控制
聚类数	284	284	282	250	248
观测值数	1787178	1691905	939691	909554	909549

注:表中的所有标准误都是在城市层面的聚类稳健标准误;*、**、***分别代表10%、5%、1%显著性水平下显著;表中的所有解释变量的估计系数为基于解释变量在平均值处对企业退出影响的边际效应;表中同时控制了二分位产业、地区及时间固定效应
资料来源:本文计算整理

5. 稳健性检验与异质性分析

(1)控制城市其他特征的影响。在样本期间2003—2007年间,不仅中国的企业生产率有大幅度提升,还发生了两大重要变化:其一,中国各大城市的土地价格大幅度上涨,企业用地成本增加^①,企业生存压力加大;其二,自2001年中国加入WTO以后,中国吸引外资政策也由此开始转变,如外商投资环境改善和投资立法加强,外资不断涌入^②,加剧了企业间的相互竞争程度,企业退出风险增加。城市层面这两方面特征变化均可能增加企业的退出概率,导致土地出让市场化对企业退出的可能产生偏误。为了减少遗漏变量导致土地出让市场化对企业退出的影响偏误和本文研究结论的稳健性,增加如下两个估计:第一,在基准模型中同时控制城市土地出让价格(*lnland_price*),采用城市土地出让价值除以出让面积度量,如表3第(3)列所示,结果显示,土地出让市场化的估计系数依然显著为负,但土地出让价格越高,企业退出的可能性越大;第二个估计的目的在于排除这一时期市场竞争环境的改变对企业退出的抑制作用。采用这一时期城市的合同利用外商直

① 根据中国土地价格监测网的数据显示,2000—2017年间,中国工业用地的价格指数从2000年的100增加到2017年的213,价格指数翻了一番。

② 根据国家统计局数据显示,2000—2007年中国利用外商直接投资从2000年407.15亿美元增加到2007年的747.68亿美元。

接投资项目总数 (*lnfdi_pro*) 度量, 估计结果如表 3 第(4)列所示, 外商直接投资项目越多, 企业退出概率越大, 土地出让市场化的估计系数在 5% 的显著性水平下显著为负。表 3 第(5)列, 同时控制了土地出让价格和外商直接投资项目总数, 两者的估计系数与前两个估计类似, 且土地出让市场化对企业退出概率依然有缓解作用, 表明土地出让市场化对企业退出概率的影响不随城市层面的特征变化而改变。

(2) 开发区内外企业。开发区内有诸多的优惠政策, 其中的一个重要的优惠方面就是土地, 如大量的开发区以零地价甚至负地价对开发区的主导产业进行土地出让, 导致有限的土地资源在企业间存在错配和低效利用的可能性, 土地出让的市场化机制在开发区内难以得到有效的运行。截止到 2015 年 5 月底, 国务院批准设立了 497 个国家级开发区, 各个省份也自主设立了 1167 个省级经济开发区(王永进和张国峰, 2016)^[51], 而根据国土资源部 2003 年调查, 全国开发区约有 70% 存在土地闲置(Du 和 Peiser, 2014)^[52]。而开发区的土地优惠政策和生产率优势(王永进和张国峰, 2016)^[51], 导致开发区内低生产率企业可能得到生存, 而高效率企业则可能因为无法进入开发区而不能享受开发区的土地优惠政策, 从而受制于土地资源的约束而不得不减少投资或者退出市场(李力行等, 2016)^[6]。那么, 这是否意味着开发区内外企业的土地资源配资方式差异, 导致土地出让市场化改革对企业退出的影响因企业是否位于开发区而有显著性的差异?

本文参照向宽虎和陆铭(2015)^[53]关键词的检索方法, 把企业地址中含有“开发”“工业园”“工业区”“园区”“高新”等字段的企业归为开发区企业, 其他企业则归为非开发区, 对应的估计结果如表 4 第(1)、(2)列所示, 研究发现, 企业无论是否位于开发区, 土地出让市场化都能显著降低企业退出概率, 并不会因为开发区的土地优惠政策而抑制了土地出让市场化对企业退出概率的削减作用。证实了基准回归, 进一步验证了假设 H1。

表 4 开发区内外企业与土地出让市场化指标替换

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	开发区企业	非开发区企业	<i>land_mkt_c</i>	<i>land_mkt_vc</i>	<i>land_mkt_vs</i>	<i>land_mkt_fc</i>	<i>land_mkt_fs</i>
<i>land_mkt</i>	-0.040*** (0.011)	-0.030*** (0.011)	-0.029** (0.012)	-0.048*** (0.012)	-0.037*** (0.011)	-0.032** (0.014)	-0.017 (0.015)
<i>tfp</i>	-0.026*** (0.003)	-0.034*** (0.002)	-0.033*** (0.002)	-0.033*** (0.002)	-0.033*** (0.002)	-0.033*** (0.002)	-0.033*** (0.002)
控制变量	控制						
聚类数	269	284	284	284	284	284	284
观测值数	147688	792008	939696	939696	939696	939696	939696

注: 表中的所有标准误都是在城市层面的聚类稳健标准误; *, **, *** 分别代表 10%、5%、1% 显著性水平下显著; 表中的所有解释变量的估计系数为基于解释变量在平均值处对企业退出影响的边际效应; 表中同时控制了二分位产业、地区及时间固定效应

资料来源: 本文计算整理

(3) 替换土地出让市场化指标。由于国家对土地出让的核定不仅仅要进行土地面积核算, 还须对土地出让宗数进行统计, 并且, 土地出让市场化程度还因地方政府对土地出让价格的干预导致土地出让价值与其潜在市场价值的偏离, 因而, 有必要以价格为权重, 从土地出让宗数和土地出让面积两方面考察实际的土地出让和市场化标准的偏离, 即度量土地出让市场化程度, 数据来源于徐升艳等(2018)的研究。估计结果如表 4 第(3)~(7)列所示, 除第(7)列以固定价格权重计算的“招拍挂”土地出让面积占比之外, 其他土地出让市场化指标的估计系数都显著为负, 进一步证实土地出让市场化显著降低企业退出市场的概率。

(4)企业所有制属性的异质性。国有企业和非国有企业不同的预算约束和决策机制,导致两类企业的土地资源约束大不相同,土地出让市场化对两类企业的市场退出可能存在不同的影响。把全样本分为国有企业和非国有企业两类子样本进行对比分析,估计结果如表5第(1)、(2)列所示。对比发现,土地出让市场化对两类企业的影响存在明显差异,在10%的显著性水平下,土地出让市场化对国有企业退出概率毫无影响,但在1%的显著性水平下,土地出让市场化对非国有企业退出市场有显著的缓解作用。这证实了前文的假设 H_2 。这说明,在有土地资源约束的情况下,土地出让市场化的有效推进和合理的资源配置,能有效缓解非国有企业的退出风险,但这并不能影响国有企业退出市场。

(5)基于政策稳定性的城市异质性。官员变更导致的政策不稳定性在城市发展层面表现为产业政策的变化,如“新官不理旧账”。政策稳定的城市和政策不稳定的城市在产业指向的变化差异导致土地出让市场化和政府干预土地出让的行为差异,企业在不同城市面临的土地约束也大不相同,土地出让市场化对它们的影响也存在显著性的差异。参照刘海洋等(2017)^[41]对地方官员变更的界定,本文把当年6月以前存在市长离职^①的城市记为政策不稳定的城市,把当年6月以后市长离职的城市记为政策不确定性的城市,其他城市记为政策稳定性的城市,同时,为了保证样本分组的稳健性,本文采用相同的区分方法,以市委书记变更作为政策不稳定性的划分标准对城市进行了区分。表5第(3)、(4)列显示了基于是否存在市长变更的是否政策稳定性的分样本估计结果,对比可见,土地出让市场化对政策不稳定性城市的企业退出无明显的影响,但在1%的显著性水平下,土地出让市场化显著减少政策稳定性城市企业的退出概率。这与前文的假设 H_3 一致。说明政策稳定性的差异会影响土地出让市场化对企业退出的影响,这表明,维持城市政策稳定性是发挥土地出让市场化减少企业退出市场的关键因素之一,有利于促进城市经济增长。表5第(5)、(6)列基于是否存在市委书记变更划分是否政策稳定性的分样本估计结果,与是否存在市长变更为依据分样本估计结果类似,进一步证实了假设 H_3 。

表5 异质性影响分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	市长变更 城市样本	无市长变更 城市样本	市委书记变更 城市样本	无市委书记 变更城市样本
<i>land_mkt</i>	-0.010 (0.019)	-0.033 *** (0.011)	-0.003 (0.022)	-0.039 *** (0.008)	0.016 (0.026)	-0.035 *** (0.009)
<i>tfp</i>	-0.066 *** (0.004)	-0.031 *** (0.003)	-0.032 *** (0.003)	-0.033 *** (0.002)	-0.031 *** (0.004)	-0.033 *** (0.002)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
聚类数	281	284	268	271	251	279
观测值数	41903	897792	317964	509850	228047	603763

注:表中的所有标准误都是在城市层面的聚类稳健标准误;*、**、***分别代表10%、5%、1%显著性水平下显著;表中的所有解释变量的估计系数为基于解释变量在平均值处对企业退出影响的边际效应;表中同时控制了二分位产业、地区及时间固定效应
资料来源:本文计算整理

① 本文把盟长、市长、行署专员、州长四类离职都归为市长离职,把盟委书记、市委书记、地委书记、州委书记四类离职都归为市委书记离职。

四、进一步分析

1. 影响机制考察

本文构建以下模型对土地出让市场化可能通过影响企业融资能力、企业创新能力以及产业集聚三类影响机制而影响企业退出行为进行经验验证：

$$med_{ijct} = \alpha_0 + \alpha_1 land_mkt_{ct} + \alpha_2 tfp_{ijct} + \gamma F_{ijct} + \mu_j + \mu_p + \mu_t + \varepsilon_{ijct} \quad (3)$$

根据考察对象的不同,被解释变量 *med* 可分别使用企业融资能力 (*lnfin*)、创新能力 (*ln(innov + 1)*)、产业集聚程度 (*lnagg*) 三个传导变量代替。参照孙灵燕和李荣林(2012)^[54]、毛其淋和许家云(2014)^[55]、范剑勇等(2014)^[56]使用工业企业数据研究时采用的度量指标,分别选取企业利息占总资产比重、企业新产品销售额占销售总额比重以及除企业以外自身以外企业所在城市四分位行业所有企业就业人数占本城市全部就业比重刻画企业的融资能力、创新能力以及产业集聚程度。*tfp* 和 *F* 都与前文基准模型(1)设定时的含义相同。

表6第(1)~(3)列显示了土地出让市场化对企业退出产生影响的机制检验估计结果。不难发现,在1%的显著性水平下,“招拍挂”出让土地占比每提高1%,企业利息占总资产比重提高0.2%,新产品销售额占比提高1.4%,其他企业就业占比提高22.2%,这意味着土地出让市场化对企业融资水平、创新能力以及产业集聚程度有显著的正向影响,表明土地出让市场化可提高企业的融资能力、创新水平以及产业集聚程度。那么,土地出让市场化是否通过企业融资能力、创新水平以及产业集聚程度而减少企业退出概率呢?故进一步构建以下模型进行检验:

$$probit(exit_{ijct} = 1) = \Phi \{ \beta_0 + \beta_1 land_mkt_{ct} + \rho med_{ijct} + \beta_2 tfp_{ijct} + \gamma F_{ijct} + \mu_j + \mu_p + \mu_t + \varepsilon_{ijct} \} \quad (4)$$

模型(4)中变量 *med* 的含义与模型(3)相同,其他变量和系数的含义都与模型(1)相同。相应的估计结果如表6第(4)~(6)列所示,企业融资能力、创新水平、产业集聚程度都降低了企业市场退出概率,并且在加入中介变量之后,土地出让市场化程度的估计系数在10%的显著性水平下都显著为负,较之模型(1)的估计结果(如表2第(3)列所示),核心解释变量土地出让市场化估计系数的绝对值大小均有所下降,说明企业融资能力、创新水平、产业集聚程度是土地出让市场化影响企业退出的中间渠道。此外,对应的 Sobel 检验也都在5%的显著性水平下证实了中介效应的存在。这些检验结果都充分证实土地出让市场化通过影响企业融资能力、创新水平以及产业集聚程度而降低企业退出市场的概率,进一步证实了假设 H₁ 及其对应的影响机制的存在。

表6 影响机制检验与资源配置效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>lnfin</i>	<i>ln(innov + 1)</i>	<i>lnagg</i>	<i>exit</i>	<i>exit</i>	<i>exit</i>	资源配置效应	
<i>land_mkt</i>	0.165 ** (0.072)	0.014 ** (0.006)	0.222 * (0.114)	-0.029 *** (0.010)	-0.020 * (0.011)	-0.031 *** (0.011)	0.243 *** (0.034)	0.249 *** (0.035)
<i>lnfin</i>				-0.004 *** (0.000)				
<i>ln(innov + 1)</i>					-0.004 (0.008)			
<i>lnagg</i>						-0.001 ** (0.001)		

续表 6

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>lnfin</i>	$\ln(\text{innov} + 1)$	<i>lnagg</i>	<i>exit</i>	<i>exit</i>	<i>exit</i>	资源配置效应	
<i>land_mkt</i> × <i>tfp</i>							-0.047 *** (0.006)	-0.048 *** (0.006)
<i>tfp</i>	0.154 *** (0.014)	0.000 (0.001)	0.005 (0.010)	-0.029 *** (0.002)	-0.033 *** (0.002)	-0.032 *** (0.002)	-0.024 *** (0.003)	-0.016 *** (0.004)
Sobel 检验				-0.0009 *** (0.00006)	-0.0002 *** (0.00004)	0.0003 ** (0.00008)		
控制变量	控制	控制	控制	控制变量	控制变量	控制变量	不控制	控制
聚类数	282	284	282	282	284	282	284	284
观测值数	622603	756020	870547	622603	756020	870547	994114	939696

注:表中的所有标准误都是在城市层面的聚类稳健标准误;()中数据均为标准误,[]中数据为对应统计量的 *p* 值;*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 显著性水平下显著;表中的所有解释变量的估计系数为基于解释变量在平均值处对企业退出影响的边际效应;表中同时控制了二分位产业、地区及时间固定效应

资料来源:本文计算整理

2. 资源配置效率的考察

企业选择从市场中退出必然导致资源的再配置。土地出让市场化程度提高,企业可通过更加市场化的形式获取土地资源,土地资源的获取更符合市场的选择,高生产率企业更不会因土地资源的约束而被动退出市场,低生产率企业则会更加快速地从市场中退出,企业退出进程更加符合市场效率的选择,缓解市场中的资源错配问题。为考察土地出让市场化能否促进企业间资源的再配置,本文构建了以下交互项模型进行考察:

$$\text{probit}(exit_{ijct} = 1) = \Phi \{ \kappa_0 + \kappa_1 land_mkt_{ct} + \kappa_2 tfp_{ijct} + \kappa_3 land_mkt_{ct} \times tfp_{ijct} + \gamma F_{ijct} + \mu_j + \mu_p + \mu_t + \varepsilon_{ijct} \} \quad (5)$$

模型(5)为在基准模型(1)的基础上,同时加入了土地出让市场化程度和企业全要素生产率的交互项(*land_mkt* × *tfp*),预期估计系数显著为负,即土地出让市场化对企业退出风险的缓解作用随企业生产效率的提升而加强。对较高生产率企业而言,土地出让市场化对企业退出概率的边际效应可能 κ_3 显著为负,即土地出让市场化会减少这类较高生产率企业退出市场的风险;反之,对较低生产率企业而言,土地出让市场化对企业退出概率的边际效应可能显著为正,即土地出让市场化会增加这类较低生产率企业退出市场的风险。

表 6 第(7)、(8)列,显示了基于模型(5)的估计结果,土地出让市场化与企业全要素生产率的交互项的估计系数在 1% 的水平下显著为负,表明土地出让市场化对企业退出市场的缓解作用随企业生产率的提高而加强,或者说是,土地出让市场化对企业退出市场的推动作用随企业生产率的降低而增加。即,当土地出让市场化程度提升时,较高生产率企业退出市场的可能性减小,较低生产率企业退出市场的可能性增大。进一步地,根据公式 $\partial \text{probit}(exit_{ijct} = 1) / \partial land_mkt_{ct} = \kappa_1 + \kappa_3 tfp_{ijct}$ 和估计结果,可计算出企业在不同生产率水平下,土地出让市场化对不同生产率企业的边际效应(如图 1 所示)。不难发现,边际效应的预测值从左上方向右下方倾斜,并穿过横轴。当企业全要素生产率高于 5.144 时,土地出让市场化对企业退出的边际效应小于 0,土地出让市场化程度增强可减少这类高生产率企业的退出概率,反之,当企业全要素生产率低于 5.144 时,土地出让市场化对企业退出的边际效应大于 0,土地出让市场化程度增强可增加这类低生产率企

业的退出概率。这表明,土地出让市场化程度提高可降低高生产率企业的退出概率,增加低生产率企业的退出可能性。充分说明,土地出让市场化改革将会优化企业间的资源配置功能,促进优胜劣汰机制的日益健全,从而使低生产率企业减少投资或不投资,乃至迫使较低生产率企业完全退出市场。

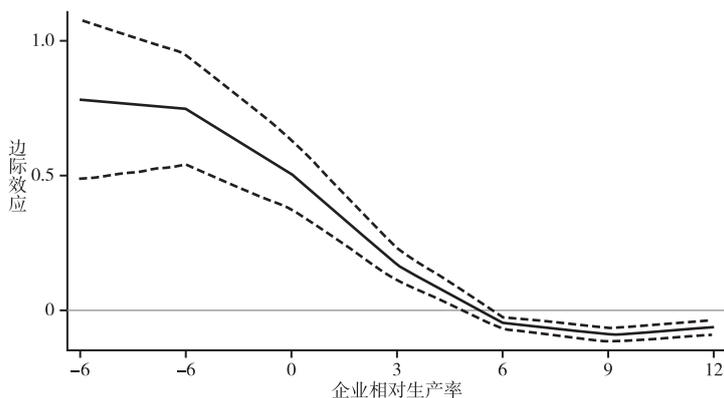


图1 土地出让市场化改革对不同生产率企业退出市场的边际效应

注:实线部分为边际效应的预测值,虚线部分为对应的95%置信区间

资料来源:本文绘制

五、结论与政策含义

1. 研究结论

十九大报告指出,中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。土地是企业生产的基本要素,兼具生产要素和投资品双重属性。土地市场化影响着企业的生产效率和退出行为,更影响着经济资源配置效率。在非市场化和半市场化特征的中国土地出让市场中,土地出让市场化改革如何影响企业的退出概率以及企业间的资源配置能力呢?本文利用2003—2007年中国制造业企业数据,分析土地市场化影响企业退出市场的主要机制,以及土地出让市场化如何影响资源在不同生产率企业之间的配置而影响资源配置效率。

研究发现:第一,土地出让市场化显著降低了企业退出市场的概率。本文采用Probit模型,通过工具变量、双重差分模型以及改变样本、替换土地出让市场化度量指标,都证实这一结论;第二,土地出让市场化对国有企业退出市场没有任何作用,但大大降低了民营企业 and 外资企业的退出风险,并且,在政策不稳定的城市,土地出让市场化对该城市企业退出无明显影响,但能有效减少政策更稳定城市的企业退出概率;第三,影响机制分析表明,土地出让市场化主要通过提高企业融资能力、产业集聚与企业创新程度而减少企业退出风险;第四,土地出让市场化转型促进低生产率企业退出市场,导致资源从低生产率企业向高生产率企业转移,降低高生产率企业的退出风险,实现了资源配置效率的提升。

2. 政策含义

基于以上研究结论,本文的政策含义体现为以下几个方面:

(1)加强土地出让市场化监管,减少地方政府在土地出让中的干预。本文指出,土地出让市场化在缓解企业退出风险和提高资源配置效率中具有重要作用,然而,虽说国家一直在强调市场机制在城市土地出让上的核心作用,如2002年、2004年和2007年先后出台国有土地使用权“招拍挂”出让、经营性土地“招拍挂”出让以及工业用地“招拍挂”出让的相关规定和通知,但是,在激烈的竞争压力下,地方政府往往积极地干预土地出让,扭曲土地要素的配置和土地价格,违法案件和政企

合谋时有发生,因而,有必要进一步加强土地出让的监管,提高“招拍挂”出让方式在土地出让中的比重,减少政府的干预,消除土地资源配置中的非市场因素。

(2)充分发挥土地的要害和融资双重职能,激发企业创新活力。进一步完善土地交易的二级市场,充分发挥土地的双重职能,一方面发挥土地作为生产要素的职能,为企业生产提供必要的要素,解决企业扩大生产的“后顾之忧”,同时,加速土地价格扩张对企业创新的倒逼机制的发挥;另一方面,发挥土地及其附着物在融资过程中的抵押功能,扩大企业的融资渠道,尤其是增加民营企业 and 外资企业的融资渠道,减少企业在扩大生产和创新中的融资约束,为企业创新提供资金支持,进而激发企业研发创新活力。

(3)保持地方政府政策的稳定性和连续性,增加地方产业聚集力。推行地方官员任期制度,减少地方官员变更频率,维持地方政府政策的稳定性和连续性,同时,稳定地方经济发展的产业方向,吸引企业进入,强化地方经济的竞争力和集聚力,为企业经营提供稳定的政策环境和营商环境,从而有效降低微观企业的经营风险。

参考文献

- [1] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 北京:经济研究,2015,(2):61-74.
- [2] Mao, Q., and B. Sheng. The Impact of Tariff Reductions on Firm Dynamics and Productivity in China: Does Market-oriented Transition Matter? [J]. *China Economic Review*,2017,45,(9):168-194.
- [3] 赵爱栋,马贤磊,曲福田. 市场化改革能提高中国工业用地利用效率吗? [J]. 济南:中国人口·资源与环境,2016,(3):118-126.
- [4] 陶坤玉,张敏,李力行. 市场化改革与违法:来自中国土地违法案件的证据[J]. 天津:南开经济研究,2010,(2):28-43.
- [5] 张莉,高元骅,徐现祥. 政企合谋下的土地出让[J]. 北京:管理世界,2013,(12):43-51,62.
- [6] 李力行,黄佩媛,马光荣. 土地资源错配与中国工业企业生产率差异[J]. 北京:管理世界,2016,(8):86-96.
- [7] 杨继东,赵文哲,刘凯. 刺激计划、国企渠道与土地出让[J]. 北京:经济学(季刊),2016,(3):1225-1252.
- [8] 雷潇雨,龚六堂. 基于土地出让的工业化与城镇化[J]. 北京:管理世界,2014,(9):29-41.
- [9] 周飞舟. 分税制十年:制度及其影响[J]. 北京:中国社会科学,2006,(6):100-115,205.
- [10] 卢洪友,袁光平,陈思霞,卢盛峰. 土地财政根源:“竞争冲动”还是“无奈之举”? ——来自中国地市的经验证据[J]. 北京:经济社会体制比较,2011,(1):88-98.
- [11] 顾乃华,王小霞,陈雄辉. 我国土地财政的区域差异与成因——基于省际面板数据的实证研究[J]. 广州:产经评论,2011,(2):103-112.
- [12] Du, J., J. C. Thill, R. B. Peiser, and C. Feng. Urban Land Market and Land-use Changes in Post-reform China: A Case Study of Beijing[J]. *Landscape and Urban Planning*,2014,124,(4):118-128.
- [13] Zhang, X. Q. Urban Land Reform in China[J]. *Land Use Policy*,1997,14,(3):187-199.
- [14] 王媛. 政府干预与地价扭曲——基于全国微观地块数据的分析[J]. 厦门:中国经济问题,2016,(5):29-41.
- [15] 徐升艳,陈杰,赵刚. 土地出让市场化如何促进经济增长[J]. 北京:中国工业经济,2018,(3):44-61.
- [16] 张辽,杨成林. 土地市场化改革平抑了房价波动吗——来自中国的经验证据[J]. 成都:经济学家,2015,(12):34-41.
- [17] 孙克竞. 地方土地财政转型、产业结构优化与土地出让制度变革[J]. 北京:经济管理,2014,(2):10-22.
- [18] 简泽,干春晖,余典范. 银行部门的市场化、信贷配置与工业重构[J]. 北京:经济研究,2013,(5):112-127.
- [19] 马光荣,李力行. 金融契约效率、企业退出与资源误置[J]. 北京:世界经济,2014,(10):77-103.
- [20] 黎日荣. 企业融资约束、退出与资源误配[J]. 蚌埠:财贸研究,2016,(3):126-137.
- [21] 臧成伟. 市场化有助于提高淘汰落后产能效率吗? ——基于企业进入退出与相对生产率差异的分析[J]. 上海:财经研究,2017,(2):135-146.
- [22] 李勇刚,罗海艳. 土地资源错配阻碍了产业结构升级吗? ——来自中国35个大中城市的经验证据[J]. 上海:财经研究,2017,(9):110-121.
- [23] Hsieh, C. T., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. *The Quarterly Journal of Economics*,2009,124,(4):1403-1448.
- [24] Zheng, D., and M. Shi. Industrial Land Policy, Firm Heterogeneity and Firm Location Choice: Evidence from China[J]. *Land Use*

Policy, 2018, 76, (7): 58 - 67.

[25] 刘民权, 孙波. 商业地价形成机制、房地产泡沫及其治理[J]. 北京: 金融研究, 2009, (10): 22 - 37.

[26] 余静文, 谭静. 房价、流动性效应与企业融资约束[J]. 南京: 产业经济研究, 2015, (4): 91 - 101.

[27] Bolton, P., and D. S. Scharfstein. A Theory of Predation Based on Agency Problems in Financial Contracting[J]. The American Economic Review, 1990, 80, (1): 93 - 106.

[28] 韩磊, 王西, 张宝文. 市场化进程驱动了企业家精神吗? [J]. 大连: 财经问题研究, 2017, (8): 106 - 113.

[29] 杨其静, 卓品, 杨继东. 工业用地出让与引资质量底线竞争——基于2007—2011年中国地级市面板数据的经验研究[J]. 北京: 管理世界, 2014, (11): 24 - 34.

[30] 蒋灵多. 集聚会降低企业失败风险吗? ——来自中国微观企业的证据[J]. 南京: 产业经济研究, 2016, (5): 1 - 12.

[31] 张国峰, 王永进, 李坤望. 开发区与企业动态成长机制——基于企业进入、退出和增长的研究[J]. 上海: 财经研究, 2016, (12): 49 - 60.

[32] Ding, C. Land Policy Reform in China: Assessment and Prospects[J]. Land Use Policy, 2003, 20, (2): 109 - 120.

[33] 胡华夏, 洪菘, 李真真, 肖露璐. 成本粘性刺激了公司研发创新投入吗? [J]. 北京: 科学学, 2017, (4): 633 - 640.

[34] Huang, Z., and X. Du. Government Intervention and Land Misallocation: Evidence from China[J]. Cities, 2017, 60, (2): 323 - 332.

[35] 黄健柏, 徐震, 徐珊. 土地价格扭曲、企业属性与过度投资——基于中国工业企业数据和城市地价数据的实证研究[J]. 北京: 中国工业经济, 2015, (3): 57 - 69.

[36] 余泳泽, 张少辉. 城市房价、限购政策与技术创新[J]. 北京: 中国工业经济, 2017, (6): 98 - 116.

[37] 潘红波, 夏新平, 余明桂. 政府干预、政治关联与地方国有企业并购[J]. 北京: 经济研究, 2008, (4): 41 - 52.

[38] 王克强, 熊振兴, 高魏. 工业用地使用权交易方式与开发区企业土地要素产出弹性研究[J]. 北京: 中国土地科学, 2013, (8): 4 - 9.

[39] 邓可斌, 曾海舰. 中国企业的融资约束: 特征现象与成因检验[J]. 北京: 经济研究, 2014, (2): 47 - 60, 140.

[40] 吴延兵. 中国哪种所有制类型企业最具创新性? [J]. 北京: 世界经济, 2012, (6): 3 - 29.

[41] 刘海洋, 林令涛, 黄顺武. 地方官员变更与企业兴衰——来自地级市层面的证据[J]. 北京: 中国工业经济, 2017, (1): 62 - 80.

[42] Bernanke, B. S. Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1983, 98, (1): 85 - 106.

[43] 张莉, 朱光顺, 李夏洋, 王贤彬. 重点产业政策与地方政府的资源配置[J]. 北京: 中国工业经济, 2017, (8): 63 - 80.

[44] Gulen, H., and M. Ion. Policy Uncertainty and Corporate Investment[J]. The Review of Financial Studies, 2016, 29, (3): 523 - 564.

[45] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012, 97, (2): 339 - 351.

[46] 毛其淋, 盛斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化[J]. 北京: 经济研究, 2013, (4): 16 - 29.

[47] 马弘, 乔雪, 徐媛. 中国制造业的就业创造与就业消失[J]. 北京: 经济研究, 2013, (12): 68 - 80.

[48] 李永乐, 吴群. 土地市场发育与农地非农化——基于省际面板数据的估计与测算[J]. 北京: 中国土地科学, 2009, (11): 45 - 49.

[49] Cai, H., J. V. Henderson, and Q. Zhang. China's Land Market Auctions: Evidence of Corruption? [J]. The Rand Journal of Economics, 2013, 44, (3): 488 - 521.

[50] 杨其静, 彭艳琼. 晋升竞争与工业用地出让——基于2007—2011年中国城市面板数据的分析[J]. 北京: 经济理论与经济管理, 2015, (9): 5 - 17.

[51] 王永进, 张国峰. 开发区生产率优势的来源: 集聚效应还是选择效应? [J]. 北京: 经济研究, 2016, (7): 58 - 71.

[52] Du, J., and R. B. Peiser. Land Supply, Pricing and Local Governments' Land Hoarding in China[J]. Regional Science and Urban Economics, 2014, 48, (9): 180 - 189.

[53] 向宽虎, 陆铭. 发展速度与质量的冲突——为什么开发区政策的区域分散倾向是不可持续的? [J]. 上海: 财经研究, 2015, (4): 4 - 17.

[54] 孙灵燕, 李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗? [J]. 北京: 经济学(季刊), 2012, (1): 231 - 252.

[55] 毛其淋, 许家云. 中国企业对外直接投资是否促进了企业创新[J]. 北京: 世界经济, 2014, (8): 98 - 125.

[56] 范剑勇, 冯猛, 李方文. 产业集聚与企业全要素生产率[J]. 北京: 世界经济, 2014, (5): 51 - 73.

The Marketization of Land Transfer can Affect Firm Exit and Allocative Efficiency?

YANG Xian-ming¹, LI Bo²

(1. School of Development Yunnan University, Kunming, Yunnan, 650091, China;

2. School of Economics Yunnan University, Kunming, Yunnan, 650500, China)

Abstract: As a basic factor of production, land affects firm productivity and firm behavior. However, large-scale development zones are being built across China, resulting in a large number of scarce land use efficiency, and even waste (Lu, 2017). The prominent problem of land resource misallocation leads to the conflicts between land marketization and firms, which affects the efficiency of the allocation of social resources, which is obviously inconsistent with the new era spirit of paying attention to the quality of development. In fact, the marketization system of urban land transfer has been constantly adjusted with the marketization transformation in China. It realizes the transformation from the unified allocation of planning mode to the system of land transfer with supply and demand, competition and price. According to the calculation of Yang et al. (2016), the proportion of the average urban land transferred area by public auction to the total land transferred increased from 37% in 2003 to 87% in 2010. The allocation mode of land resources is also constantly adjusted, and the reform of land resource marketization is deepened constantly.

So far in literature, there is little attention to study the effect of market reform of land transfer on firm's exit market and resource allocation. This paper attempts to take marketization transformation of land transfer, firm exit and the allocation of resources into an analysis framework. On the one hand, we analysis of land transfer market affects the specific mechanisms of firm exit the market, on the other hand, we will test how land transfer marketization affect the resources between the different productivity firms to improve the efficiency of resource allocation. This paper uses data of Chinese industrial firms from 2003 to 2007 to study the impact of land transfer marketization on firm exit and resource allocation efficiency under the background of continuous promotion of land market reform. The paper finds that: First, the marketization of land transfer significantly reduces the probability of enterprise exiting the market through instrumental variables, difference in difference and changing samples and replacing the measures of land transfer marketization. Second, due to the national nature of state-owned enterprises and the low risk of financing constraint and poor innovation ability of state-owned enterprises, the market-oriented reform of land transfer does not have any effect on the exit of state-owned enterprises from the market, but it significantly reduces the risk of exit of private and foreign enterprises. And, the industrial policies of cities with stable policies tend to be stable and easy to form large-scale industrial clusters, which play the exertion of scale effect and agglomeration effect. So, the marketization of land transfer has no significant effect on the exit of state-owned enterprises in cities with unstable urban policies, but it may effectively reduce the probability of firm exiting in cities with more stable urban policies. Thirdly, the analysis of the influencing mechanism shows that the marketization of land transfer has significantly reduced the risk of firms exit by affecting the three mechanisms of corporate financing capacity, industrial agglomeration and corporate innovation. Finally, the market transformation of land transfer has promoted the exit of low-productivity firms from the markets, this has led to the shift of resources from low-productivity firms to high-productivity firms, reduced the risk of exit from high-productivity firms and improved the efficiency of resource allocation.

Based on the research conclusion of this paper, under the current urban land transfer system in China, nation should continue to promote the reform of marketization of land transfer, reduce the land transfer market intervention by local governments, improve share of transfer land by public auction in the urban land transfer. Thus, we should give play to the dual functions of land production factors and financing to stimulate the innovation vitality of enterprises. At the same time, we should maintain the stability and continuity of policies, increase local industrial competitiveness and agglomeration power, improve the production efficiency of enterprises, reduce their market exit risks, and improve the efficiency of resource allocation.

Key Words: land transfer; marketization; firm exit; resource allocative efficiency

JEL Classification: Q15, R30, R52

DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2018.11.004

(责任编辑:李先军)